

《論 説》

地域産業集積と自地域市場効果：方法論による比較

渡 邊 淳 司・中 村 良 平

1. はじめに
2. 自地域市場効果：理論と実証
3. 自地域市場検証のモデル
4. データ
5. 自地域市場効果と地域経済の集中
6. 推定結果とその比較
7. 自地域市場効果と収獲通増
8. おわりに

1. はじめに

一般に、地域の経済発展には産業集積は欠かせない条件の1つである。その産業集積には「自地域市場効果」が存在するからである。自地域市場効果とは、自地域の市場規模（需要規模）の比率以上に企業が立地し生産活動がおこなわれることを言い、これはまさに産業集積による交易の効果を生み出すものと言えよう。現実にも、大きな市場をもつ地域に企業立地が集中し、地域間の経済格差が拡大する現象を見ることができる。

この自地域市場効果（Home Market Effect: HME）を交易理論の中で最初に証明したのが、Krugman (1980) である。このような現象は、集積の経済とも深く関わっているため、新経済地理学（New Economic Geography）の分野では、重要な位置を占めている。

しかしながら、Davis (1998) は理論モデルの仮定の置き方によっては、自地域市場効果が働かない可能性があることを示している。これ以降も様々な HME の理論研究がおこなわれている。

他方、こうした流れを受け、実証研究においても様々な研究がされているが、自地域市場効果の存在がはっきりと確認されているわけではない。ある分析方法より確認されることもあるが、別の分析方法では逆の結果が導かれることもある。また、ある産業で確認されることもあるが、別の産業では逆の結果が導かれることもある。

そこで、本研究では、国際貿易と新経済地理学の2つの異なる分野から派生した3タイプの分析手法を用いての実証分析をおこなう。3タイプの分析ごとに自地域市場効果の存在を確認するとともに、既存研究との比較をおこなっている。また、これら3つの分析結果から自地域市場効果が確認される産業特性を見出している。Davis and Weinstein (1996, 1999, 2003) では、国レベルと地域レベルという異なるスケールで分析をおこなっている。しかし、分析に用いている実証モデルはベースが同じであり、自地域市場効果を異なる角度から実証分析しているとは言い難い。本研究では、流れの異な

るモデルを採用することで、より多面的な分析をおこなっている。そうすることで、自地域市場効果の総合的な妥当性について検討が可能となっている。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、自地域市場効果の理論を概説するとともに、自地域市場効果に関する実証論文を紹介する。3節では、本研究で用いる3タイプの実証モデルを説明する。4節では、使用するデータについて記述している。5節では、自地域市場効果の存在を直感的に見いだすために日本の都道府県の経済的集中（産業集積）を示す。6節では、3節で示した実証モデルの推定をおこなう。7節では、6節で推定した自地域市場効果の程度を示すパラメータと生産関数の推定から得られた規模の効果のパラメータを用いて自地域市場効果と収穫逡増の係数性を検討する。最後の8節では、分析結果をまとめている。

2. 自地域市場効果：理論と実証

自地域市場効果に関する理論の基礎は Krugman (1980) などにある。Krugman モデルでは、収穫逡増や輸送費用を組み込むと、ある地域における需要の拡大はその割合以上の生産の拡大をもたらすことを示しており、これを自地域市場効果としている。

そもそも Krugman モデルでは、市場規模と企業立地の係数性を調べており、そこで導かれたのが以下の式である。

$$\frac{n_j}{n_k} = \frac{L_j - L_k \phi}{L_k - L_j \phi} > \frac{L_j}{L_k} \quad (1)^1$$

ここで、 n は地域に立地する企業数、 j と k は地域、 L は地域の人口規模、 ϕ は輸送費用の程度を示している。 L は地域の人口規模であるが、モデル上では地域間で賃金は均等化されているため、地域の市場規模という意味を含んでいる。また、輸送費用 ($\phi \in [0, 1]$) は、大きい値ほど地域間の輸送費用が少ない開放経済、小さい値ほど地域間の輸送費用が大きい閉鎖経済を表している。(1)式から、地域に立地する企業数は、人口規模あるいは市場規模の比率以上に多くなることがわかる。これがまさに自地域市場効果といわれるものである。さらに、独占的競争市場において、1企業当たりの生産量や輸送費用を含まない状態での財価格は地域によらず等しい。そのため、地域での生産額についても、市場規模の比率以上に大きくなる。別の表現をすると、市場規模の大きな地域に生産が集中する傾向をもつことになる。

一方、自地域市場効果が働かない可能性を示す研究もある。その代表が Davis (1998) である。Krugman モデルでは、同質な農業財には輸送費用がかからないと仮定している。この仮定を緩和すると、自地域市場効果が働かないケースがある。輸送費用の存在あるいはその程度によって、自地域市場効果が存在するかどうかを左右することを示唆している。

その他、2地域以上扱うときに発生する問題は Ottaviano and Thisse (2004) において予測されている。

1 佐藤他 (p.40, 2011) により整理されたものを用いている。

Hanson and Xiang (2004) では、Davis and Weinstein による需要と供給の相互依存関係の仮説が満たされない場合は、結果が矛盾するだろうと記述している。Head and Mayer (2004) では、自地域市場効果の存在は、収穫逡増の産業が弾力的な労働供給であるかどうかによると結論付けている。

以上のように、自地域市場効果の有無はモデルの設定や仮定に依存する。そのため、理論レベルで幅広く議論されている。同時に自地域市場効果の存在やその程度に関して、実証研究も行われている。

自地域市場効果の存在を示すことを試みている論文に Davis and Weinstein によってなされた複数の論文がある。この論文で提示している実証方法では、地域特有の需要により自地域市場規模以上の割合で生産が行われているかどうかを調べており、そのような生産を伴う場合に自地域市場効果は存在すると考えている。

Davis and Weinstein (1996) では、OECD 諸国を対象に分析をしている。そこでは、地域特有の需要により、生産がどのように決定されるかを調べている。この実証モデルでは、NEG の貿易モデルと比較優位のモデルを併用している。製造業の生産構造を理解する上で、要素賦存はきわめて重要であることが分かっている。ただ、自地域市場効果を反映する変数には地理的要因は含まれていない。実際には、近隣諸国とのつながりが貿易や生産において大きく影響する。Davis and Weinstein (1999) では、そうした影響が国家間と比べると比較的小さい日本国内の地域を対象に分析を行っている。この分析では、自地域市場効果が確認されている。他方、国際データで分析している Davis and Weinstein (1996) では、自地域市場効果はほとんど確認されていない。国家間と地域間では輸送費用や要素の移動に大きく違いがあるために結果が異なると考えている。ただし、産業分類を細かくすると、半数ほど自地域市場効果の存在が確認されている。

Davis and Weinstein (2003) では、OECD 諸国で分析をしている。Davis and Weinstein (1996) との主な違いは地域特有の需要の計測方法が異なっている点である。近隣国の需要を考慮しており、一部地理的要因を考慮しているところにある。その結果、自地域特有の需要が10%増加すると16%の輸出の増加をもたらすという自地域市場効果が確認されている。

Feenstra et al. (2001) は Rauch (1999) の分類を用いて、産業を異質財、同質財、中間的な財に分類し、それらの財ごとに推定をしている。異質財については自地域市場効果が観察されている。同質財については自地域市場効果とは逆の効果が示されている。多時点のクロスセクションデータを用いて分析しているが、結果は一貫している。自地域市場効果が確認されるかどうかは、財の性質によると考えている。

Head and Ries (2001) はカナダとアメリカとの間の自地域市場効果について検証している。クロスセクションの産業別データでは弱い自地域市場効果が観察されるものの、国別の時系列データを用いると自地域市場効果は観察されず、むしろ市場の拡大は輸入の増加を招く（逆自地域市場効果が成り立つ）ことを示している。

3. 自地域市場検証のモデル

前節で記述しているように実証分析の方法は多数あるが、本研究では3つの分析方法を取りあげる。1つ目は、貿易分野の実証分析で多く用いられてきている Gravity モデルをベースにした Schumacher and Siliverstovs (2006) の方法である。この方法を Schumacher and Siliverstovs 型とよぶ。2つ目は、新経済地理学 (New Economic Geography) の考え方をういた Davis and Weinstein (2003) の方法である。これを Davis and Weinstein 型とよぶ。3つ目は、Davis and Weinstein 型を発展させた Claver et al. (2011) の方法である。この方法を Claver 型とよぶ。以下、それぞれの方法について説明をおこなっていく。

3.1 Schumacher and Siliverstovs 型のモデル

Schumacher and Siliverstovs (2006) では、Gravity モデルをベースにモデルを展開している。一口に Gravity モデルといっても様々ある。シンプルなモデルでは、交易額を移出地域と移入地域の自地域総生産と2地域間の距離で説明するものである。Schumacher and Siliverstovs 型のモデルに用いられているのは、Bergstrand (1989) により導出されている。導出過程は複雑で、シンプルなモデルの説明変数に加え、移出地域の資本労働比率や移入地域の一人当たり自地域総生産の変数が追加されている。採用されている Gravity モデルは以下のとおりである。

$$\ln M_{i,jk} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_j + \alpha_2 \ln c_j + \alpha_3 \ln Y_k + \alpha_4 \ln y_k + \alpha_5 \ln D_{jk} + \sum_{l=6} \alpha_l Z_{l,jk} \quad (2)$$

ここで、 i は産業、 j は移出地域、 k は移入地域を示している。 M は交易額 ($M_{i,jk}$ は産業 i における地域 j から地域 k への移出額を表している)、 Y は自地域総生産額、 c は資本労働比率、 y は一人当たりの自地域総生産額を示している。 D_{jk} は地域 j と地域 k 間の距離を表している。 Z_{jk} は地域 j と地域 k に関する共通因子を示している。例えば、互いに隣接した地域といったような因子である。式 (1) に関し、地域 j から地域 k への産業 i の移出は以下のように表せる。

$$\ln M_{i,kj} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_k + \alpha_2 \ln c_k + \alpha_3 \ln Y_j + \alpha_4 \ln y_j + \alpha_5 \ln D_{kj} + \sum_{l=6} \alpha_l Z_{l,kj} \quad (2)'$$

地域間距離 D_{jk} と D_{kj} や地域間の共通因子 $Z_{l,jk}$ と $Z_{l,kj}$ が対称性から等しいことに注意して、式 (2) から式 (2)' を差し引くと以下ようになる。

$$\ln M_{i,jk} - \ln M_{i,kj} = (\alpha_1 - \alpha_3)(\ln Y_j - \ln Y_k) + \alpha_2(\ln c_j - \ln c_k) - \alpha_4(\ln y_j - \ln y_k) \quad (3)$$

ここで、資本労働比率 c と一人当たりの自地域総生産額 y が同じ2地域を考える。 $\alpha_1 - \alpha_3 > 0$ のとき、自地域総生産の大きい地域の移出額が移入額より大きくなる傾向を示すことになる。このとき、自地域市場の大きい地域では、純移出がプラスとなる。純移出がプラスの場合、市場規模以上に生産

がおこなわれていることを意味する。したがって、 $\alpha_1 - \alpha_3 > 0$ であるとき、自地域市場効果が存在するといえる。

3.2 Davis and Weinstein のモデル

生産水準を二つの要因で説明することを考える。まず、地域間で需要の偏りが無いケースを想定する。このケースでは、他の地域と同じ割合で生産要素を投入し生産活動をする。どの地域も同じ平均的な生産構造をもち、市場規模に応じて生産水準が決定される。この生産水準を **SHARE** として表す。もうひとつは、地域特有の需要の効果により決定される生産水準である。これを **IDIODEM** (Idiosyncratic Demand) として表す。そのため、産業別の生産水準は以下のように表している。

$$Y_{ji} = f(\text{SHARE}_{ji}, \text{IDIODEM}_{ji}) \quad (4)$$

SHARE は以下のように定義する。

$$\text{SHARE}_{ji} = \frac{Y_{ji}^*}{Y_{**}} Y_{j*} \quad (5)$$

ここで、 Y_{ji} は地域 j 産業 i の生産額を示している。 $*$ は地域あるいは産業における合計値を示している。たとえば Y_{j*} は地域 j の総生産額を意味する。**SHARE** は、全国において産業 i の生産額シェアに地域 j の総生産額をかけたものであるから、地域 j が全国の平均的な生産構造をもつときの生産水準を意味している。次に、**IDIODEM** を定義する。

$$\text{IDIODEM}_{ji} = \left(\frac{D_{ji}}{D_{j*}} - \frac{D_{*i}}{D_{**}} \right) Y_{j*} \quad (6)$$

ここで、 D_{ji} は地域 j における産業 i の自地域での需要額を示している。 D は移入でなく自地域供給により満たされる自地域需要額である。 $*$ は上述のように、地域あるいは産業における合計値を示している。**IDIODEM** は、全産業に占める産業 i の地域 j と全国とのシェアの偏差に地域 j の総生産額をかけたものであるから、地域 j における産業 i の地域特有の需要による生産水準を意味している。以上2つの生産水準を規定する要因により、定式化をする。

$$Y_{ji} = \beta_0 + \beta_1 \text{SHARE}_{ji} + \beta_2 \text{IDIODEM}_{ji}$$

あるいは、

$$Y_{ji} = \beta_0 + \beta_1 \frac{Y_{ji}^*}{Y_{**}} Y_{j*} + \beta_2 \left(\frac{D_{ji}}{D_{j*}} - \frac{D_{*i}}{D_{**}} \right) Y_{j*} + \varepsilon_{ji} \quad (7)$$

Davis and Weinstein 型では、IDIODEM が自地域市場効果を判別する上で重要になってくる。自地域市場効果が存在するとき、地域特有の需要以上の割合で生産される。このようなケースでは、 $\beta_2 > 1$ となる。

3.3 Claverのモデル

Claver et al. (2011) は、前節で記述した Davis and Weinstein 型の考え方をベースにしている。したがって、産業別の生産額は Davis and Weinstein 型同様、以下のように表している。

$$Y_{ji} = f(\text{SHARE}_{ji}, \text{IDODEM}_{ji}) \quad (4)$$

式の表記に関しては前節と同じなので省略する。推定にあつての式は、Davis and Weinstein (2003) と異なり対数線形で定式化している。

$$\log Y_{ji} = \gamma_0 + \gamma_1 \log \text{SHARE}_{ji} + \gamma_2 \log \text{IDODEM}_{ji} \quad (8)$$

γ_2 の値は弾力性を示しているのので、需要の変化に対して生産がどのように変化するかを知ることができる。この段階では Davis and Weinstein (2003) と同じように、生産水準への影響を調べている。そもそも Krugman (1980) などの自地域市場効果の理論では、絶対的生産水準に注目しているのではなく、生産シェアに着目している。それは、市場規模のシェア以上の割合で生産シェアがあるときに自地域市場効果が存在すると考えることによる。

Krugman などの自地域市場効果の理論に即した形式にするため、式 (8) の対数内の変数を自地域総生産額で割ると、

$$\begin{aligned} \log \left(\frac{Y_{ji}}{Y_{j*}} \right) &= \delta'_0 + \delta'_1 \log \left(\frac{\text{SHARE}_{ji}}{Y_{j*}} \right) + \delta'_2 \log \left(\frac{\text{IDODEM}_{ji}}{Y_{j*}} \right) \\ &= \delta'_0 + \delta'_1 \log \left(\frac{Y_{*i}}{Y_{**}} \right) + \delta'_2 \log \left(\frac{D_{ji}}{D_{j*}} - \frac{D_{*i}}{D_{**}} \right) \end{aligned} \quad (9)$$

となる。上記の処理をすることの意味は、単に生産シェアに変形したということだけではなく、全体の経済の変動をコントロールしやすい点がある。上式では、右辺が $-\infty$ から $+\infty$ の値をとるのに対し、左辺は負の値しかとらないので、両辺が一致しない可能性がある。そこで、Conniffe (1993) に従い、左辺をロジステック変換すると、下記のように定式化できる。

$$\log \left(\frac{\frac{Y_{ji}}{Y_{j*}}}{1 - \frac{Y_{ji}}{Y_{j*}}} \right) = \delta_0 + \delta_1 \log \left(\frac{SHARE_{ji}}{Y_{j*}} \right) + \delta_2 \log \left(\frac{IDODEM_{ji}}{Y_{j*}} \right) \quad (10)$$

4. データ

データは2000年の47都道府県地域間産業連関表および2000年の国勢調査である。47都道府県地域間産業連関表は公表されている統計データではないが、全国を9地域に分割した9地域間産業連関表や各都道府県の産業連関表（地域内表）と全国貨物純流動調査（物流センサス）などを用いて作成した47都道府県地域間連関表を使用している²。

分析に使用しているデータは、各都道府県の産業別生産額および自地域最終需要額と人口である。人口は国勢調査の都道府県別人口を用いている。各都道府県の産業別生産額は産業連関表の粗付加価値部門のデータを使用している。産業別生産額は粗付加価値額から家計外消費支出を除いた値としている。また、各都道府県の自地域最終需要額は、産業連関表の最終需要部門のデータを使用している。家計外消費支出、民間消費支出、一般政府消費支出、総固定資本形成および在庫純増の自地域需要を集計したものを用いている。

分析対象の産業は、集計した製造業および製造業の24産業で、以下の通りである。00. 製造業、05. 食料品・たばこ、06. 繊維製品、07. 製材・木製品、08. 家具・装備品、09. パルプ・紙・紙加工品、10. 印刷・出版、11. 化学製品、12. 石油・石炭製品、13. プラスチック製品、14. ゴム製品、15. 皮革・同製品、16. 窯業・土石製品、17. 鉄鋼製品、18. 非鉄金属製品、19. 金属製品、20. 一般機械、21. 事務用・サービス用製品、22. 民生用電気機械、23. 電子・通信機械、24. その他の電気機械、25. 自動車、26. その他の輸送用機械、27. 精密機械、28. その他の製造業である。47都道府県地域間産業連関表には、上記以外にも農業部門やサービス部門の産業がある。農業部門の産業番号が01から始まっているため、食料品・たばこ産業が05となっている。なお、24産業を集計した製造業は00としている。

5. 自地域市場効果と地域経済の集中

自地域市場効果が存在するとき、大きな市場をもつ地域に企業立地が集中し、自地域への需要以上に生産をおこない、それを移出する。それゆえ、生産の集中は自地域市場効果の存在を想起させる。

そこで、日本における生産の集中について概観する。図1では、自地域総生産・人口シェア比率を

2 47都道府県地域間連関表については、作成元の南山大学の石川良文教授を通して㈱三菱総合研究所により提供して戴いた。

日本の都道府県地図で示している。自地域総生産・人口シェア比率とは、自地域総生産の対全国シェアを昼間人口の対全国シェアで割ったものである。この指標が1.0を超えると、人口の割に生産が活発におこなわれていることを意味する。また、1.0を下回ると、人口の割に生産があまりおこなわれていないことを意味する。図1では、自地域総生産・人口シェア比率が1.1以上なら赤色で、0.9より小さいと青色で塗りつぶしている。0.9以上で1.1より小さい場合は白色としている。また、図2には、自地域総生産の対全国シェアと昼間人口の対全国シェアとの関係を散布図にしている。図内にある線は45度線である。この線上にあるとき、自地域総生産・人口シェア比率が1.0となる。なお、データは2000年の県民経済計算の県内総生産額と国勢調査の人口を用いている。

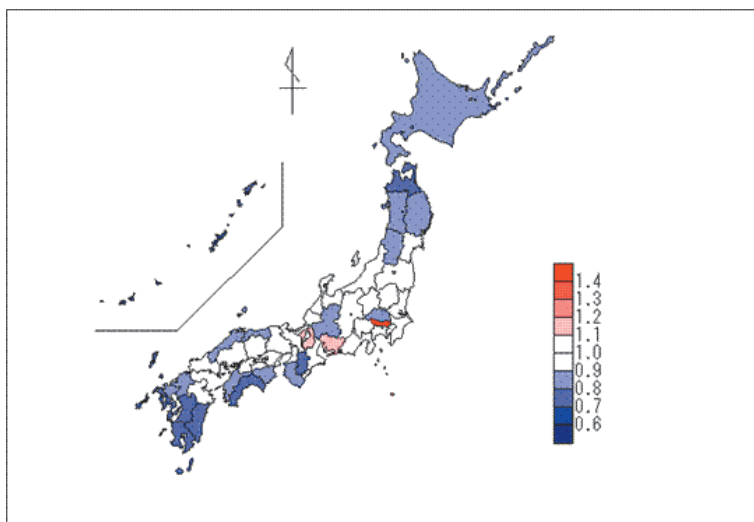


図1 自地域総生産・人口シェア比率の分布

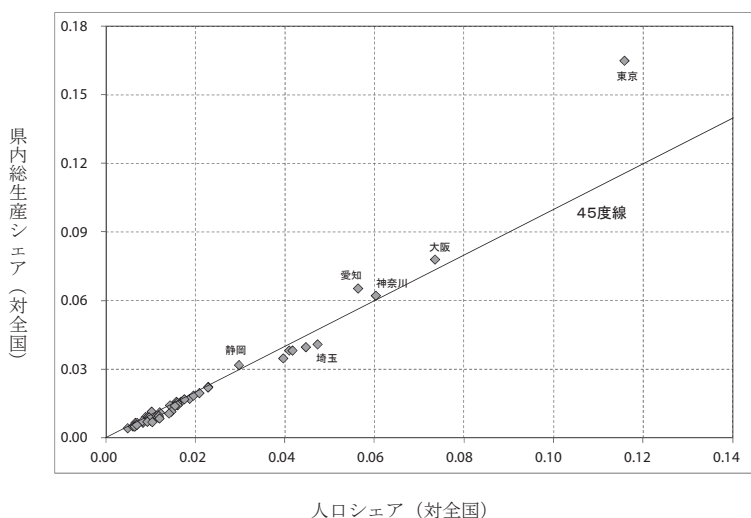


図2 自地域総生産・人口シェア比率の散布図

図1で赤く塗りつぶされているのは、東京都、愛知県、滋賀県の3都県のみである。特に、東京都は自地域総生産・人口シェア比率が1.43と突出している。大都市を抱える都府県で自地域総生産・人口シェア比率が高い傾向がある。他方、青く塗りつぶされているのは北海道、東北、四国、九州の県に多くみられる。赤に比べ、青に塗りつぶされている都道府県の数も多く対称的である。

図2では、東京都が45度線より一つだけ大きく上方にプロットされており、生産の集中が起きていることがわかる。その他、神奈川県、静岡県、愛知県、大阪府などが45度線より上方にプロットされており、大都市を抱える府県において生産の集中傾向がみられる。

全体的には、大都市を抱える昼間人口の多い都府県には生産の集中がみられる。他方、昼間人口が少なく大都市から離れた県においては、生産活動が活発でない様子がみてとれる。このような結果から、自地域市場効果の存在が予想できる。

6. 推定結果とその比較

3節で示した3つの定式を用いて推定をし、その上で結果の比較をおこなう。

6.1 Schumacher and Siliverstovs 型の推定

3.1で示した考え方にに基づき、Schumacher and Siliverstov (2006) に用いられている推定式を採用する。

$$\ln M_{i,jk} - \ln M_{i,kj} = (\alpha_1 - \alpha_3)(\ln Y_j - \ln Y_k) - \alpha_4(\ln y_j - \ln y_k) + \varepsilon_{i,jk} \quad (11)$$

ここで、 $M_{i,jk}$ は産業 i の地域 j から地域 k への移出額、 Y_j は地域 j の総生産額、 y_j は地域 j の人口一人あたりの総生産額を示している。なお、 j, k は地域を表している。 $\alpha_1 - \alpha_3$ が正の値をとるとき、自地域市場効果が存在すると考える。移出額がゼロの場合、上式の左辺において、対数をとることができない。そのため、そうしたサンプルは除外して分析をおこなっている。また、自地域供給となるようなサンプルも除外している。そのため、サンプル数は、産業ごとに異なっている。

推定結果は表1に示している。推定は OLS を用いている。上述どおり、分析によりサンプル数が異なっているため、それを表中に示している。また、自地域市場効果 (HME) が確認されている産業には、○印をつけている。集計した製造業には、自地域市場効果は確認されていない。一方、製造業の各産業では、24産業のうち12産業で自地域市場効果が確認されている。12産業の半数以上は、自地域市場効果を識別するパラメータが有意である。自地域市場効果をもつ産業は、化学、鉄鋼・金属、機械、電気、輸送機械といった部門に属している。傾向としては、重化学工業の産業となっている。分析の欠点として、ほとんどの推計結果で決定係数が低い。比較優位の効果を示す資本・労働比率のような説明変数を加える必要がある。

以下、本研究の分析結果と Schumacher and Siliverstov (2006) との比較をする。Schumacher and Siliverstov では、全産業や農業部門の分析をおこなっているが、ここでは製造業部門に限り比較する。集計した製造業および個別の製造業25産業について推計をしている。このうち、自地域市場効果が確

表1 Schumacher and Siliverstovs 型の推定結果

| 産 業 名 | $a_1 - a_3$ | $-a_4$ | Adj R ² | N. O. B | HME |
|----------------|----------------------|----------------------|--------------------|---------|-----|
| 00 製造業 | -0.114*** (3.038) | 2.480*** (12.78) | 0.084 | 2120 | |
| 05 食料品・たばこ | -0.572*** (9.765) | 0.756** (2.417) | 0.059 | 1812 | |
| 06 繊維製品 | -0.498*** (7.248) | 2.898*** (8.073) | 0.044 | 1574 | |
| 07 製材・木製品 | -0.869*** (7.791) | 2.175*** (3.655) | 0.097 | 560 | |
| 08 家具・装備品 | -0.137 (1.356) | 0.017 (0.028) | 0.003 | 498 | |
| 09 パルプ・紙・紙加工品 | -0.615*** (6.469) | 0.325 (0.630) | 0.059 | 852 | |
| 10 印刷・出版 | 0.800*** (6.922) | 2.041*** (3.553) | 0.228 | 608 | ○ |
| 11 化学製品 | 0.305*** (4.622) | 1.729*** (4.974) | 0.068 | 1578 | ○ |
| 12 石油・石炭製品 | 0.002 (0.008) | -3.818** (2.426) | 0.036 | 196 | ○ |
| 13 プラスチック製品 | 0.319*** (4.223) | 0.213 (0.529) | 0.025 | 1110 | ○ |
| 14 ゴム製品 | -0.212* (1.894) | 1.868*** (3.269) | 0.016 | 600 | |
| 15 皮革・同製品 | -0.191** (2.423) | 0.438 (1.110) | 0.006 | 878 | |
| 16 窯業・土石製品 | -0.363*** (3.546) | 1.708*** (3.104) | 0.015 | 870 | |
| 17 鉄鋼製品 | 0.735*** (2.247) | -3.296*** (5.325) | 0.060 | 676 | ○ |
| 18 非鉄金属製品 | -0.204** (2.247) | 1.900*** (3.935) | 0.017 | 862 | |
| 19 金属製品 | 0.125 (1.556) | -0.116 (0.262) | 0.002 | 1236 | ○ |
| 20 一般機械 | 0.268*** (3.362) | -0.289 (0.689) | 0.011 | 1234 | ○ |
| 21 事務用・サービス用製品 | 0.246* (1.837) | -0.770 (1.160) | 0.005 | 500 | ○ |
| 22 民生用電気機械 | 0.107 (1.590) | 2.776*** (7.568) | 0.065 | 1632 | ○ |
| 23 電子・通信機械 | -0.227*** (3.861) | 2.752*** (8.755) | 0.042 | 1776 | |
| 24 その他の電気機械 | 0.060 (1.012) | 1.471*** (4.522) | 0.024 | 1638 | ○ |
| 25 自動車 | 0.569*** (5.850) | -0.157 (0.317) | 0.055 | 846 | ○ |
| 26 その他の輸送用機械 | 0.494*** (3.076) | -0.632 (0.807) | 0.036 | 328 | ○ |
| 27 精密機械 | -0.376*** (3.888) | 3.667*** (7.306) | 0.058 | 856 | |
| 28 その他の製造業 | -0.096 (1.333) | 0.457 (1.194) | 0.001 | 1352 | |

ただし、() 内はt値を記載している。

***は1%, **は5%, *は10%有意水準を示している。

認されているのは、集計した製造業、繊維、衣類、靴、家具、印刷・出版、産業用化学製品、その他化学製品、石油製品、ゴム製品、プラスチック製品、陶器製品、ガラス製品、セラミック製品、鉄鋼、金属製品、一般機械、電気機械、輸送機械、計測・光学機器、その他製造業の20産業に上る。以上のようにほとんどの産業で、自地域市場効果が確認されている。本研究において、自地域市場効果が確認されている産業は半数の12産業であり、それほど多くない。しかし、これら12産業については、Schumacher and Siliverstov (2006) の推定結果と同じく自地域市場効果が確認されている。

6.2 Davis and Weinstein 型

3.2で示した考え方にに基づき、Davis and Weinstein (2003) で用いられている次の推定式を採用する。

$$Y_{ji} = \beta_0 + \beta_1 SHARE_{ji} + \beta_2 IDIODEM_{ji} + \varepsilon_{ji}$$

$$\text{ただし, } SHARE_{ji} = \frac{Y_{*i}}{Y_{**}} Y_{j*}, \quad IDIODEM_{in} = \left(\frac{D_{ji}}{D_{j*}} - \frac{D_{*i}}{D_{**}} \right) Y_{j*}$$

あるいは,

$$Y_{ji} = \beta_0 + \beta_1 \frac{Y_{*i}}{Y_{**}} Y_{j*} + \beta_2 \left(\frac{D_{ji}}{D_{j*}} - \frac{D_{*i}}{D_{**}} \right) Y_{j*} + \varepsilon_{ji} \quad (12)$$

ここで、 Y_{ji} は地域 j 産業 i の生産額、 D_{ji} は地域 j 産業 i の自地域需要額を示している。 $*$ は地域あるいは産業における合計値を示している。それゆえ、たとえば Y_{j*} は地域 j の総生産額を意味する。推定式における $SHARE$ は全国の平均的な生産構造をもつときの地域 j 産業 i の生産額を示している。 $IDIODEM$ は地域 j の需要構造が全国の平均な需要構造の乖離による効果を示している。これを地域特有の需要効果と考える。 β_2 が1を超えると、地域特有の需要が生産の拡大を示すので、自地域市場効果が存在すると考える。需要額のデータに関しては、自地域最終需要額を用いている。

推定結果は表2に示している。サンプル数はいずれの産業も47である。自地域市場効果（HME）が確認されている産業には、丸印をつけている。集計した製造業において、自地域市場効果が確認されている。また、製造業24産業のうち15産業において、自地域市場効果が確認されている。この15産業において、自地域市場効果の存在を識別する β_2 は有意である。自地域市場効果が確認されている産業は、化学、非鉄および金属製品、一般機械、電気・通信機械、輸送機械の部門に属する。加えて、家具、紙製品、印刷、皮革製品、窯業などの産業にまで及んでおり、重化学工業以外の軽工業においても自地域市場効果が確認されている。注意点として、鉄鋼製品は β_2 が異常値をとっている。これは、鉄鋼製品は中間投入に多く用いられるという特性に由来すると考えられる。鉄鋼製品での最終需要額は、おもに在庫純増で計上されたものによる。決定係数はおおむね0.6を超えており、モデルとして説明力を有している。

表2 Davis and Weinstein 型の推定結果

| 産 業 名 | β_0 | β_1 | β_2 | Adj R ² | HME |
|----------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|-----|
| 00 製造業 | 145393 (0.971) | 0.936*** (19.67) | 3.148*** (9.333) | 0.899 | ○ |
| 05 食料品・たばこ | 99192*** (2.975) | 0.692*** (8.837) | 0.715*** (5.093) | 0.639 | |
| 06 繊維製品 | 15212** (2.278) | 0.731*** (8.925) | 0.834*** (6.823) | 0.637 | |
| 07 製材・木製品 | 21211*** (6.744) | 0.178** (2.397) | 0.136 (0.178) | 0.076 | |
| 08 家具・装備品 | 6384** (2.499) | 0.731*** (10.21) | 1.318*** (4.561) | 0.691 | ○ |
| 09 パルプ・紙・紙加工品 | 23390** (2.123) | 0.631*** (5.222) | 7.759*** (2.944) | 0.356 | ○ |
| 10 印刷・出版 | -41744*** (2.862) | 1.342*** (15.39) | 5.999*** (9.632) | 0.958 | ○ |
| 11 化学製品 | 43152*** (2.760) | 0.750*** (13.61) | 6.452*** (9.058) | 0.844 | ○ |
| 12 石油・石炭製品 | 20659 (0.968) | 0.780*** (5.442) | 5.716*** (7.798) | 0.597 | ○ |
| 13 プラスチック製品 | 20391** (2.232) | 0.730*** (9.646) | 11.14*** (7.524) | 0.714 | ○ |
| 14 ゴム製品 | 11276*** (2.751) | 0.541*** (5.315) | -1.769 (0.868) | 0.382 | |
| 15 皮革・同製品 | -173.4 (0.329) | 1.032*** (16.05) | 0.472*** (14.79) | 0.954 | ○ |
| 16 窯業・土石製品 | 45893*** (4.465) | 0.403*** (4.934) | 3.529** (1.934) | 0.343 | ○ |
| 17 鉄鋼製品 | 44981* (1.906) | 0.541*** (3.692) | -8.203 (1.280) | 0.228 | |
| 18 非鉄金属製品 | 20257*** (2.683) | 0.554*** (5.135) | 2.133* (1.843) | 0.348 | ○ |
| 19 金属製品 | 28803** (2.019) | 0.786*** (11.47) | 11.31*** (7.459) | 0.750 | ○ |
| 20 一般機械 | 27293 (1.454) | 0.868*** (14.70) | 1.603*** (9.345) | 0.829 | ○ |
| 21 事務用・サービス用製品 | 2782 (0.588) | 0.898*** (8.367) | 0.729*** (6.644) | 0.666 | |
| 22 民生用電気機械 | 16881** (2.426) | 0.643*** (7.067) | 0.994*** (8.906) | 0.692 | |
| 23 電子・通信機械 | 103364*** (4.532) | 0.587*** (10.49) | 1.003*** (5.374) | 0.775 | ○ |
| 24 その他の電気機械 | 13315 (1.251) | 0.852*** (10.92) | 2.052*** (7.823) | 0.731 | ○ |
| 25 自動車 | 95808*** (3.446) | 0.459*** (4.748) | 4.573*** (18.51) | 0.899 | ○ |
| 26 その他の輸送用機械 | 15761*** (2.790) | 0.532*** (5.109) | 2.064*** (5.466) | 0.613 | ○ |
| 27 精密機械 | -1960 (0.363) | 1.056*** (10.18) | 0.851*** (4.035) | 0.694 | |
| 28 その他の製造業 | -681.7 (0.146) | 1.014*** (15.39) | 0.861 *** (5.631) | 0.840 | |

ただし、() 内はt値を記載している。

***は1%, **は5%, *は10%有意水準を示している。

以下、本研究の分析結果と Davis and Weinstein (2003) と比較をする。製造業の24産業について推計をしている。このうち、自地域市場効果が確認されている産業は、食料品、繊維、紙製品、プラスチック製品、窯業、非鉄金属製品、鉄鋼、輸送機器、計測・光学機器の9産業である。全24産業の三割強に過ぎない。一方、本研究では、24産業中15産業において自地域市場効果が確認されており、全24産業の6割強にあたる。Davis and Weinstein で自地域市場効果が確認されている9産業に対応する産業のうち、09. パルプ・紙・紙加工品、13. プラスチック製品、16. 窯業・土石製品、18. 非鉄金属製品、25. 自動車、26. その他の輸送用機械の産業において、本研究でも自地域市場効果が確認されている。Davis and Weinstein と異なり、06. 繊維製品、17. 鉄鋼製品、27. 精密機械の産業では自地域市場効果が確認されていない。Davis and Weinstein ではサンプル数が22であるが、本研究ではサンプル数が47と倍以上になっている。こうした点において、より安定的な分析がおこなえていると考える。

6.3 Claver 型

3.3で示した考え方にに基づき、Claver et al. で用いられている推定式を示す。

$$\ln \left(\frac{\frac{Y_{ji}}{Y_{j*}}}{1 - \frac{Y_{ji}}{Y_{j*}}} \right) = \delta_0 + \delta_1 \ln \left(\frac{SHARE_{ji}}{Y_{j*}} \right) + \delta_2 \ln \left(\frac{IDIODEM_{ji}}{Y_{j*}} \right) + \varepsilon_{ji} \quad (13)$$

$$\text{ただし, } SHARE_{ji} = \frac{Y_{ji}}{Y_{**}} Y_{j*}, \quad IDIODEM_{in} = \left(\frac{D_{ji}}{D_{j*}} - \frac{D_{*i}}{D_{**}} \right) Y_{j*}$$

Claver et al. では、パネルデータを用いているが、本研究ではクロスセクションデータを用いている。上式の右辺の第二項は、産業が同一であれば説明変数の値は等しくなる。本研究では、産業別に分析をおこなっているので上式の第二項は定数項にして分析されるべきである。それゆえ、(13) を少し変形した下記の (14) 式を推定することとする。

$$\ln \left(\frac{\frac{Y_{ji}}{Y_{j*}}}{1 - \frac{Y_{ji}}{Y_{j*}}} \right) = \delta_0 + \delta_2 \ln \left(\frac{IDIODEM_{ji}}{Y_{j*}} \right) + \varepsilon_{ji}$$

$$\text{ただし, } SHARE_{ji} = \frac{Y_{ji}}{Y_{**}} Y_{j*}, \quad IDIODEM_{in} = \left(\frac{D_{ji}}{D_{j*}} - \frac{D_{*i}}{D_{**}} \right) Y_{j*}$$

あるいは、

$$\ln \left(\frac{\frac{Y_{ji}}{Y_{j*}}}{1 - \frac{Y_{ji}}{Y_{j*}}} \right) = \delta_0 + \delta_2 \ln \left(\frac{D_{ji}}{D_{j*}} - \frac{D_{*i}}{D_{**}} \right) + \varepsilon_{ji} \quad (14)$$

ここで、 Y_{ji} は地域 j 産業 i の産出額、 D_{ji} は地域 j 産業 i の自地域最終需要額を示している。 $*$ は地域あるいは産業における合計値を示している。それゆえ、たとえば Y_{j*} は地域 j の総生産額を意味する。推定式における、 $IDIODEM$ は地域 j の需要構造が全国の平均な需要構造との乖離による効果を示している。これを地域特有の需要効果と考える。 δ_2 が 1 を超えると、地域特有の需要が生産の拡大を示すので、自地域市場効果が存在すると考える。データについて補足すると、説明変数の対数の括弧内は負の値をとることがある。このままでは、対数をとることができない。そこで、この括弧内の値が最も小さいサンプルが 0 に近い正の値になるように処理している。具体的には、この括弧内の計算結果に対して、この括弧内の値自体のレンジ（最大値から最小値を引いたもの、あるいは範囲）の半分を加えている。

推定結果は表 3 に記載している。分析は OLS で推計をしている。サンプル数はすべての分析で等しく 47 である。自地域市場効果（HME）が確認されている産業には、丸印をつけている。集計した製造業には、自地域市場効果は確認されていない。一方、製造業の各産業では、24 産業のうち 16 産業で自地域市場効果が確認されている。また、この 16 産業では、自地域市場効果を識別するパラメータ δ_2 は有意である。自地域市場効果をもつ産業は、製造業の中でも、17. 鉄鋼製品や 18. 非鉄金属製品を除く、いわゆる重化学工業と呼ばれる産業である。例外として、06. 繊維製品、09. パルプ・紙・紙加工品、14. ゴム製品、15. 皮革・同製品、21. 事務用・サービス用製品、27. 精密機械などの産業においても自地域市場効果が確認されている。

以下、本研究の分析結果と Claver et al. を比較する。Claver et al. では、以下の 9 産業に集計して推定をおこなっている。1. 食料品・飲料・たばこ、2. 輸送機械、3. 金属材料、4. 紙・出版・印刷、5. プラスチック・ゴム・製材・家具、6. 非鉄・鉱物製品、7. 金属製品・機械、8. 化学製品、9. 繊維・皮革・靴である。本研究では、製造業の 24 産業で推定をおこなっているため、Claver et al. と比べると、産業分類が一致しているわけではない。しかし、分析結果の傾向を見比べるため本研究と比較してみる。Claver et al. では、2. 輸送機械、5. プラスチック・ゴム・製材・家具、6. 非鉄・鉱物製品、7. 金属製品・機械の産業において自地域市場効果が確認されている。本研究において、これらに対応する産業のうち、14. ゴム製品、18. 非鉄金属製品、20. 一般機械、25. 自動車、26. その他の輸送用機械についても自地域市場効果が確認されている。ただし、Claver et al. の結果と異なり、13. プラスチック製品や 19. 金属製品では、自地域市場効果が確認されていない。説明変数が一つ少ないこともあり、Claver et al. と比べると決定係数が小さい。一方で、本研究では、集計した製造業および製造業の 24 産業について分析がおこなわれている。よりきめ細かい分析がされているという点で優位性を有している。

表3 Claver 型の推定結果

| 産 業 名 | δ_0 | δ_2 | Adj R ² | HME |
|----------------|----------------------|---------------------|--------------------|-----|
| 00 製造業 | 0.860** (2.302) | 0.809*** (5.880) | 0.422 | |
| 05 食料品・たばこ | -1.463** (2.635) | 0.548*** (3.507) | 0.197 | |
| 06 繊維製品 | 0.845 (0.810) | 1.325*** (5.821) | 0.417 | ○ |
| 07 製材・木製品 | -7.026*** (4.653) | -0.195 (0.762) | -0.009 | |
| 08 家具・装備品 | -2.723 (1.285) | 0.605 (1.617) | 0.034 | |
| 09 パルプ・紙・紙加工品 | 5.177* (1.723) | 1.606*** (3.467) | 0.193 | ○ |
| 10 印刷・出版 | -3.196*** (5.968) | 0.271*** (3.446) | 0.191 | |
| 11 化学製品 | 8.943*** (5.479) | 2.390*** (8.359) | 0.600 | ○ |
| 12 石油・石炭製品 | 14.93*** (6.598) | 4.033*** (9.379) | 0.654 | ○ |
| 13 プラスチック製品 | 0.148 (0.065) | 0.738** (2.388) | 0.093 | |
| 14 ゴム製品 | 8.995* (1.839) | 2.163*** (3.224) | 0.170 | ○ |
| 15 皮革・同製品 | 5.495** (2.158) | 2.294*** (5.485) | 0.387 | ○ |
| 16 窯業・土石製品 | -6.566*** (4.243) | -0.320 (1.107) | 0.005 | |
| 17 鉄鋼製品 | -9.899** (2.126) | -0.689 (0.950) | -0.002 | |
| 18 非鉄金属製品 | 3.174 (0.490) | 1.530 (1.422) | 0.022 | ○ |
| 19 金属製品 | -1.509 (0.777) | 0.493 (1.546) | 0.029 | |
| 20 一般機械 | 2.057* (1.851) | 1.484*** (5.644) | 0.401 | ○ |
| 21 事務用・サービス用製品 | 13.22** (2.426) | 5.107*** (3.749) | 0.221 | ○ |
| 22 民生用電気機械 | 7.533*** (4.651) | 2.590*** (8.667) | 0.617 | ○ |
| 23 電子・通信機械 | 3.809*** (2.843) | 2.171*** (5.779) | 0.413 | ○ |
| 24 その他の電気機械 | 2.792*** (1.828) | 1.587*** (5.148) | 0.357 | ○ |
| 25 自動車 | 9.194*** (3.846) | 3.260*** (6.207) | 0.449 | ○ |
| 26 その他の輸送用機械 | 5.691** (2.299) | 2.107*** (4.908) | 0.334 | ○ |
| 27 精密機械 | 10.33*** (4.350) | 3.486*** (7.049) | 0.514 | ○ |
| 28 その他の製造業 | 0.152 (0.235) | 1.105*** (9.080) | 0.639 | ○ |

ただし、() 内はt 値を記載している。

***は1%，**は5%，*は10%有意水準を示している。

7. 自地域市場効果と収穫通増

Krugman (1980) や Helpman and Krugman (1985) のモデルによれば、自地域市場効果は収穫通増、差別化財や輸送費用の存在により生じている。本研究では、特に収穫通増と自地域市場効果の関係をみていく。以下、6節で推定している自地域市場効果を識別するパラメータと生産関数における規模の経済性を表すパラメータと比較する。

規模の経済性を把握する典型的な方法は生産関数の推定パラメータを使用する方法である。下記のような、標準的な Cobb-Douglas 型の生産関数を考える。

$$Y_{ji} = A_i K_{ji}^{\gamma_1} L_{ji}^{\gamma_2} \quad (15)$$

ここで、 Y は生産額、 A は外部性のパラメータ、 K は資本、 L は労働、 i は産業、 j は地域を示す。式(15)を対数線形化すると、

$$\ln Y = \gamma_0 + \gamma_1 \ln K + \gamma_2 \ln L \quad (15')$$

$$\text{ただし, } \gamma_0 = \ln A_i$$

となる。 $\gamma_1 + \gamma_2$ が1を超える時、当該生産関数は規模に関して収穫通増であるといえる。また、 $\gamma_1 + \gamma_2$ の値が大きければ大きいほど、当該産業はスケールメリットが働きやすい。

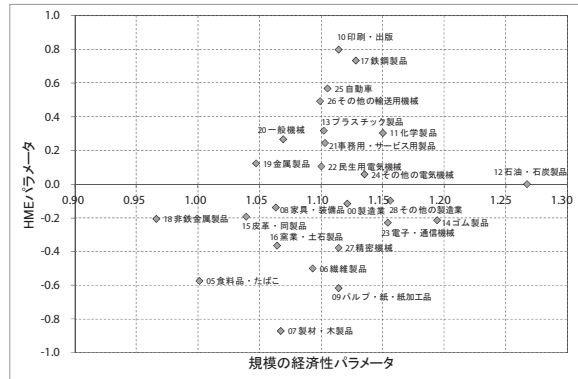
推定において使用しているデータは、2000年の工業統計表から入手している。生産額 Y は10人以上の事業所の付加価値額、資本 K は10人以上の事業所の有形固定資産額（期首）、労働 L は10人以上の事業所の従業者数としている。都道府県別・産業別のデータを用いて、式(15')を推計している。巻末の別表に推計結果を示している。ただ、10人以上の事業所で生産されていない都道府県が存在するため、サンプル数が47とならない産業も存在する。

別表の推計結果から $\gamma_1 + \gamma_2$ を計算し、6節で計測している自地域市場効果を識別するパラメータとの相関係数により、自地域市場効果と規模の経済性の関係性をみる。この2つの関係の相関係数は下の表4にまとめている。

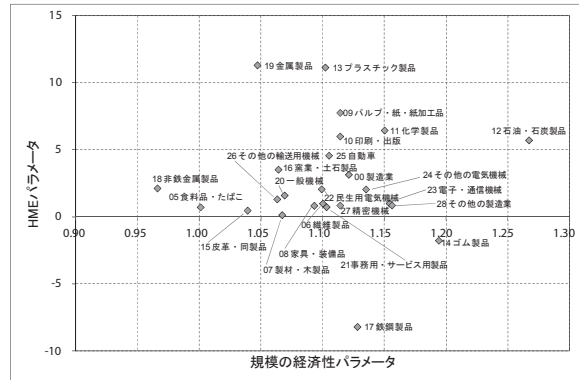
この相関係数表をみると、Claver 型は0.37、Schumacher and Siliverstovs 型は0.2前後、Davis and Weinstein 型は、ほぼゼロとなっている。Claver 型でみると弱い相関関係があるが、Davis and Weinstein 型でみると全く相関関係はない。なお、別図として、自地域市場効果の各モデルのパラメータと規模の経済性のパラメータについての関係をプロットした図を示している。

表4 自地域市場効果と規模の経済性の相関係数

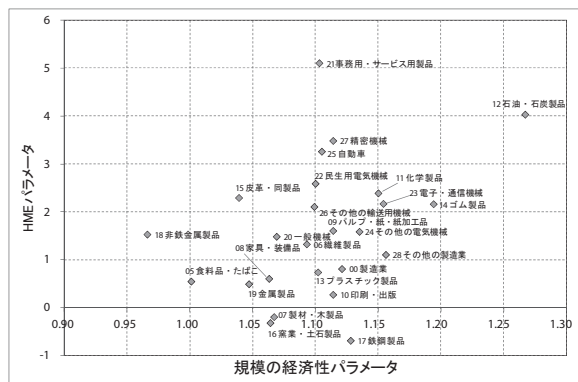
| | Schumacher and Siliverstovs 型 | Davis and Weinstein 型 | Claver 型 |
|-----------------------|-------------------------------|-----------------------|----------|
| $\gamma_1 + \gamma_2$ | 0.215 | -0.003 | 0.370 |



別図1. Schumacher and Siliverstovs 型と規模の経済性パラメータ



別図2. Davis and Weinstein 型と規模の経済性パラメータ



別図3. Claver 型と規模の経済性パラメータ

8. おわりに

本研究では、既存の3つの方法で自地域市場効果の存在に関する実証分析をおこなった。3つの分析方法で共通して自地域市場効果が確認されている産業は、以下の6産業あった。

- 11. 化学製品
- 12. 石油・石炭製品
- 20. 一般機械
- 24. その他の電気機械
- 25. 自動車製造業
- 26. その他の輸送用機械

2つ以上の分析方法で自地域市場効果が確認されている産業となると数多くある。表5には、3つの分析方法で自地域市場効果の存在の有無を一覧表にしてまとめている。鉄鋼を除く、いわゆる重化学工業といわれる産業において、自地域市場効果が確認される傾向にある。分析方法により、自地域

表5 自地域市場効果の有無

| 産 業 名 | Schumacher and Siliverstovs 型 | Davis and Weinstein 型 | Claver 型 |
|----------------|----------------------------------|--------------------------|----------|
| 00 製造業 | × | ○ | × |
| 05 食料品・たばこ | × | × | × |
| 06 繊維製品 | × | × | ○ |
| 07 製材・木製品 | × | × | × |
| 08 家具・装備品 | × | ○ | × |
| 09 パルプ・紙・紙加工品 | × | ○ | ○ |
| 10 印刷・出版 | ○ | ○ | × |
| 11 化学製品 | ○ | ○ | ○ |
| 12 石油・石炭製品 | ○ | ○ | ○ |
| 13 プラスチック製品 | ○ | ○ | × |
| 14 ゴム製品 | × | × | ○ |
| 15 皮革・同製品 | × | ○ | ○ |
| 16 窯業・土石製品 | × | ○ | × |
| 17 鉄鋼製品 | ○ | × | × |
| 18 非鉄金属製品 | × | ○ | ○ |
| 19 金属製品 | ○ | ○ | × |
| 20 一般機械 | ○ | ○ | ○ |
| 21 事務用・サービス用製品 | ○ | × | ○ |
| 22 民生用電気機械 | ○ | × | ○ |
| 23 電子・通信機械 | × | ○ | ○ |
| 24 その他の電気機械 | ○ | ○ | ○ |
| 25 自動車 | ○ | ○ | ○ |
| 26 その他の輸送用機械 | ○ | ○ | ○ |
| 27 精密機械 | × | × | ○ |
| 28 その他の製造業 | × | × | ○ |

市場効果が確認される産業数には違いがある。しかし、ある分析方法では自地域市場効果が確認され、別の分析方法では自地域市場効果がほとんど確認されないというようなことはおきていない。

Davis and Weinstein や Claver et al. では、自地域需要額に生産額から純移出額を差し引いたデータを用いている。純移出額を計算するときに移入額を用いるが、移入額には中間投入額もふくまれており、曖昧さが残る。この点、47都道府県地域間産業連関表のデータでは、自地域最終需要額を直接使用できる。Davis and Weinstein では、製造業の24産業で分析されているが、サンプル数が22と少なく分析の安定性という観点から難がある。それに対して、本研究ではサンプル数が47であり、かつ、標本データでなく全数データである。こうした点から分析の安定性はかなり改善されていると言える。Claver et al. では、データ上の制約もあり、集計された9産業で分析がおこなわれている。中には、金属製品・機械という産業分類もある。金属製品、一般機械、電気機械、精密機械のような産業部門を集計しているため、自地域市場効果と産業特性との関係を読み解くには十分とはいえない。以上のことから、先行研究と比べデータにおいて優位性がある。

本研究で用いたデータは地域レベルのデータであるが、Schumacher and Siliverstov や Davis and Weinstein では国レベルのデータを用いている。分析結果を比較すると、それほど大きな違いはないことがわかっている。また、今回の分析では、産業別に推定をしているが、Davis and Weinstein では産業の枠を取り払い、データをプールして分析をおこなっている。Claver et al. などのように、パネルデータを用いて分析をしている研究もある。こうした分析をすると、得られる結果が異なってくることから、さらなる検証が必要になる。

最後の7節において、3つのタイプの自地域市場効果のパラメータと規模の経済性のパラメータとの関係を調べている。Claver 型において、規模の経済性との間に弱い相関関係がある。他方、それ以外のタイプでは、相関関係があるとは言い難い。しかし、理論上は収穫逦増により自地域市場効果が存在すると考えられている。そのため、異なったアプローチによる分析が求められる。

別表 生産関数の推定結果

| 産 業 名 | γ_0 | γ_1 (資本) | γ_2 (労働) | Adj R ² | N.O.B |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------|
| 00 製造業 | -0.138 (0.328) | 0.494*** (4.940) | 0.627*** (5.570) | 0.964 | 47 |
| 05 食料品・たばこ | 0.444 (0.967) | 0.893*** (7.471) | 0.108 (0.750) | 0.934 | 47 |
| 06 繊維製品 | 0.034 (0.086) | 0.513*** (9.375) | 0.580*** (7.434) | 0.947 | 47 |
| 07 製材・木製品 | 0.797** (2.050) | 0.358*** (2.730) | 0.709*** (5.190) | 0.949 | 47 |
| 08 家具・装備品 | 0.653*** (2.848) | 0.488*** (5.640) | 0.575*** (5.652) | 0.971 | 47 |
| 09 パルプ・紙・紙加工品 | 0.425 (1.352) | 0.404*** (7.639) | 0.710*** (11.79) | 0.962 | 47 |
| 10 印刷・出版 | 1.014*** (3.683) | 0.184 (1.554) | 0.930*** (6.761) | 0.970 | 47 |
| 11 化学製品 | 0.311 (0.625) | 0.529*** (3.233) | 0.621*** (3.287) | 0.944 | 47 |
| 12 石油・石炭製品 | 1.071 (1.311) | 0.000 (0.002) | 1.267*** (4.248) | 0.754 | 35 |
| 13 プラスチック製品 | 0.656*** (2.777) | 0.324*** (3.576) | 0.778*** (7.589) | 0.980 | 47 |
| 14 ゴム製品 | 0.237 (0.840) | 0.291*** (2.891) | 0.903*** (7.469) | 0.963 | 45 |
| 15 皮革・同製品 | 0.668 (1.487) | 0.611*** (5.032) | 0.428*** (4.094) | 0.887 | 44 |
| 16 窯業・土石製品 | 0.374 (1.028) | 0.605*** (7.795) | 0.459*** (4.915) | 0.950 | 47 |
| 17 鉄鋼製品 | 0.716** (2.496) | 0.288*** (3.866) | 0.840*** (8.738) | 0.964 | 47 |
| 18 非鉄金属製品 | 2.629*** (4.047) | 0.075 (0.682) | 0.891*** (6.810) | 0.811 | 41 |
| 19 金属製品 | 0.146 (0.596) | 0.764*** (7.675) | 0.283** (2.563) | 0.982 | 47 |
| 20 一般機械 | 3.312*** (4.213) | 0.465*** (3.256) | 0.604*** (3.604) | 0.977 | 47 |
| 21 事務用・サービス用製品 | 4.497*** (5.556) | 0.267* (1.984) | 0.836*** (5.205) | 0.931 | 47 |
| 22 民生用電気機械 | 1.237 (1.374) | 0.761*** (5.037) | 0.339* (1.969) | 0.939 | 47 |
| 23 電子・通信機械 | 3.281*** (3.655) | 0.385*** (3.067) | 0.769*** (5.673) | 0.947 | 47 |
| 24 その他の電気機械 | 2.663*** (4.632) | 0.476*** (6.566) | 0.659*** (7.721) | 0.950 | 46 |
| 25 自動車 | 3.127*** (3.924) | 0.445*** (3.864) | 0.660*** (5.310) | 0.969 | 46 |
| 26 その他の輸送用機械 | 4.761*** (7.667) | 0.233** (2.491) | 0.866*** (8.203) | 0.970 | 47 |
| 27 精密機械 | 1.052*** (3.517) | 0.179** (2.072) | 0.935*** (8.685) | 0.946 | 47 |
| 28 その他の製造業 | 0.610 (1.389) | 0.229* (1.838) | 0.927*** (5.899) | 0.905 | 47 |

参 考 文 献

- Bergstrand, J. H. (1989) “The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-proportions Theory in International Trade”, *Review of Economics and Statistics*, 71 (1): 143-153.
- Claver, N. D. and C. C. Fillat and G. F. Sanz (2011) “The Home Market Effect in the Spanish Industry, 1965-1995”, *The Annals of Regional Science*, 46: 379-396
- Conniffe, D. (1993) “Logistic Transformation of the Budget Share in Engel Curves and Demand Functions”, *The Economic and Social Review*, 25 (1): 49-56
- Davis, D. E. (1998) “The Home Market, Trade and Industrial Structure”, *American Economic Review*, 88 (5): 1264-1276.
- Davis D. R. and D. Weinstein (1996) “Does Economic Geography Matter for International Specialization?”, *Harvard Institute of Economic Research Working Paper* 1773
- Davis, D. R. and D. Weinstein (1999) “Economic Geography and Regional Production Structure: An Empirical Investigation”, *European Economic Review*, 43 (2): 397-407
- Davis, D. R. and D. Weinstein (2003) “Market Access, Economic Geography and Comparative Advantage: An Empirical Test”, *Journal of International Economics*, 59 (1): 1-23
- Feenstra, R. C., J. R. Markusen, and A. R. Rose (2001) “Using the Gravity Equation to Differentiate among Alternative Theories of Trade”, *Canadian Journal of Economics*, 34 (2): 430-447.
- Hanson, G. H. and C. Xiang (2004) “The Home Market Effect and Bilateral Trade Patterns”, *American Economic Review*, 94 (4): 1108-1129.
- Head, K. and J. Ries (2001) “Increasing Returns Versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of US-Canada Trade”, *American Economic Review*, 91 (4): 858-876.
- Head, K. and T. Mayer (2004) “The Empirics of Agglomeration and Trade”, In J. V. Henderson and J.-F. Thisse eds., *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4: 2609-2669.
- Krugman, P. (1980) “Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade”, *American Economic Review*, 70 (5): 950-959
- Ottaviano G. and Thisse J.-F. (2004) “Agglomeration and Economic Geography”, In J. V. Henderson, J.-F. Thisse eds., *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol 4: 2563-2608
- Schumacher, D. and B. Siliverstovs (2006) “Home-Market and Factor-Endowment Effects in a Gravity Approach”, *Review of World Economics*, 142 (2): 330-353
- Rauch, J. R. (1999) “Networks Versus Markets in International Trade”, *Journal of International Economics*, 48: 7-37
- 佐藤泰裕・田淵隆俊・山本和博 (2011) 『空間経済学』有斐閣

Regional Industrial Agglomeration and Home Market Effects: The comparison among three different specifications

Atsushi Watanabe, Ryohei Nakamura

Abstract

The region with a large market tends to increase the number of firms. We can often see the phenomenon of expanding economic disparities between regions. Krugman described this phenomenon using theoretical model and also he defined the concept of home market effect. The home market effect means that the production activity is done over the ratio of market (demand volume) in the region itself.

However, by changing the assumption such as Davis (1998), the home market effect does not exist in the theoretical model. Although various empirical studies have been tested, the home market effect has not been necessarily confirmed.

In this paper, we analyze the home market effect using the three specifications. Two specifications out of the three specifications are derived from the new economic geography, the rest specification out of the three specifications is derived from international trade. In doing so, it is possible to test the home market effect from various angles, and consider the validity of home market effect.

Looking at the overall empirical results, the home market effect is confirmed in a number of manufacturing industries. Also, the home market effect is always confirmed in the six heavy and chemical industries such as chemical industry.